

# L'impact des règles de prêts hypothécaires sur l'offre de travail des femmes au Canada : évidence paramétrique et non paramétrique

Nicole M. Fortin

Volume 73, numéro 1-2-3, mars-juin-septembre 1997

L'économétrie appliquée

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602225ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602225ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Fortin, N. M. (1997). L'impact des règles de prêts hypothécaires sur l'offre de travail des femmes au Canada : évidence paramétrique et non paramétrique. *L'Actualité économique*, 73(1-2-3), 129-159. <https://doi.org/10.7202/602225ar>

Résumé de l'article

Cet article utilise des statistiques descriptives, des régressions flexibles de type noyau et des modèles à formes réduites pour montrer que des variables reliées aux conditions hypothécaires, en particulier une variable qui capture les exigences de revenu relatives aux prêts hypothécaires, ont un impact important sur l'offre de travail des femmes au Canada. Dans un modèle à formes réduites du nombre de semaines travaillées par l'épouse, l'impact positif de cette contrainte à l'emprunt excède l'effet négatif de la variable enfants d'âge préscolaire. Ce résultat ne peut être attribué à un problème d'endogénéité des variables hypothécaires. En effet, on ne peut rejeter l'exogénéité faible de la variable qui capture le test du revenu de la procédure d'accès au prêt hypothécaire, lorsqu'on utilise une procédure à deux étapes qui se sert des résidus généralisés pour effectuer un test de spécification à la Hausman.

## L'IMPACT DES RÈGLES DE PRÊTS HYPOTHÉCAIRES SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES AU CANADA : ÉVIDENCE PARAMÉTRIQUE ET NON PARAMÉTRIQUE\*

Nicole M. FORTIN

*Département de sciences économiques*

*Centre de recherche et développement en économique*

*Université de Montréal*

**RÉSUMÉ** – Cet article utilise des statistiques descriptives, des régressions flexibles de type noyau et des modèles à formes réduites pour montrer que des variables reliées aux conditions hypothécaires, en particulier une variable qui capture les exigences de revenu relatives aux prêts hypothécaires, ont un impact important sur l'offre de travail des femmes au Canada. Dans un modèle à formes réduites du nombre de semaines travaillées par l'épouse, l'impact positif de cette contrainte à l'emprunt excède l'effet négatif de la variable enfants d'âge préscolaire. Ce résultat ne peut être attribué à un problème d'endogénéité des variables hypothécaires. En effet, on ne peut rejeter l'exogénéité faible de la variable qui capture le test du revenu de la procédure d'accès au prêt hypothécaire, lorsqu'on utilise une procédure à deux étapes qui se sert des résidus généralisés pour effectuer un test de spécification à la Hausman.

**ABSTRACT** – This paper use descriptive statistics, kernel regressions and reduced-form analyses to show that mortgage related variables, in particular a variable believed to capture the earnings test of mortgage lending rules, have an important impact on the labor supply of married women in Canada. In a reduced-form weeks-worked equation for wives, the positive impact of the earnings test is shown to exceed the negative effect of young children. This result cannot be attributed to the potential endogeneity of mortgage variables since it is not possible to reject the weak exogeneity of the earnings test using a two-stage procedure that relies on generalized residuals to perform a Hausman type specification test.

---

\* L'analyse est basée sur des fichiers de micro-données provenant de l'enquête sur les dépenses des familles de 1986 réalisée par Statistique Canada. L'ensemble des calculs de ce papier ainsi que leur analyse et leur interprétation ont été effectués par l'auteure qui en est seule responsable. L'auteure tient à remercier Caroline Chapain pour sa précieuse assistance. L'auteure est aussi reconnaissante envers le Conseil de la Recherche en Sciences Sociales et Humaines du Canada et envers le Fonds pour la Formation de Chercheurs et l'Aide à la Recherche du Québec pour les subventions que ces organismes lui ont accordées.

## INTRODUCTION

Cet article présente des analyses empiriques de l'impact de variables reliées aux prêts hypothécaires sur l'offre de travail des femmes mariées, parmi les propriétaires-occupants au Canada. Dans une étude précédente (Fortin, 1995), on avait trouvé que les engagements hypothécaires poussaient une fraction significative des femmes mariées à participer au marché du travail. Dans cette étude, on avait également estimé un modèle d'offre de travail des ménages, basé sur un modèle de cycle de vie, qui incorporait une contrainte de qualification hypothécaire reliée au revenu. On avait trouvé que les choix hypothécaires des ménages dépendaient des niveaux existants de revenus de travail des femmes. Une autre analyse de l'impact des dettes sur l'offre de travail (Dau-Schmidt, 1992) a trouvé que les hommes qui avaient des dettes reliées à l'habitation, l'automobile ou d'autres paiements de dettes, avaient des élasticités de substitution intertemporelles substantiellement plus faibles que les travailleurs non contraints. Cependant, les études qui traitent des effets des contraintes monétaires, définies de façon plus générale, sur l'offre de travail intertemporelle des hommes (Ball, 1990, Dau-Schmidt, 1992) rapportent des résultats plus discutables.

Il est difficile de distinguer les travailleurs qui, parce qu'ils anticipent fournir des niveaux élevés de travail, contractent des engagements importants, des travailleurs qui, à cause de leurs engagements importants, sont alors contraints à des niveaux élevés de travail. Cette distinction est cruciale si l'on pense à incorporer les effets potentiellement importants des engagements hypothécaires sur l'incitation à travailler dans les politiques et les programmes publics. Cette étude cherche à voir si la contrainte de qualification hypothécaire basée sur les revenus pourrait être traitée comme un facteur significatif faiblement exogène dans un modèle d'offre de travail des femmes<sup>1</sup>. Dans la plupart des pays, les futurs acheteurs d'habitation doivent fournir un acompte minimum, qui représente un pourcentage de la valeur de la propriété, afin de garantir l'hypothèque. Ils doivent également passer un test de revenu pour être admissibles à l'hypothèque. Cette contrainte de qualification hypothécaire est directement affectée par les changements dans le taux d'intérêt et par les règles fiscales facilitant la provision des acomptes. Dans les périodes où les prix immobiliers et les taux d'intérêt sont élevés, on voit d'ailleurs fleurir de nombreuses propositions en faveur de tels principes fiscaux<sup>2</sup>.

L'analyse empirique utilise l'enquête canadienne sur les dépenses des ménages de 1986 (FAMEX). Il y a de nombreux avantages à utiliser une banque de données canadienne. Le traitement fiscal préférentiel des propriétaires-occupants est

---

1. Comme noté dans Smith et Blundell (1986), ce n'est pas parce qu'une variable est calculée à partir d'une variable de choix qu'elle ne peut être traitée comme faiblement exogène (dans le sens d'Engle, Hendry et Richard, 1983) dans l'estimation des paramètres de l'équation d'offre de travail.

2. Au Canada, un plan proposé en 1992 visait à faciliter l'accès à la propriété à travers l'utilisation de fonds provenant des régimes enregistrés d'épargne retraite, qui sont exempts de taxe.

minimal au Canada. Les règles régissant les prêts hypothécaires sont en grande partie fixées par la Société canadienne d'hypothèques et de logement et elles sont relativement uniformes sur l'ensemble du territoire<sup>3</sup>. D'autre part, l'analyse d'une coupe transversale comprenant plusieurs cohortes aura tendance à sous-estimer les effets de ces règles sur les ménages qui sont le plus directement affectés par les politiques favorisant l'accès à la propriété. En effet, les ménages les plus directement affectés par de telles politiques seraient les récents acheteurs de propriété résidentielle, qui sont surtout de jeunes ménages. Ici, notre échantillon regroupe des ménages appartenant à toutes les phases du cycle de vie. De plus, il ne sera pas possible d'inférer les variations intertemporelles des choix consommation-loisir<sup>4</sup>.

Cet article est organisé de la façon suivante. Dans la première section, on exploite les différences régionales dans l'accès à la propriété pour présenter des résultats empiriques qui contredisent les prédictions du modèle traditionnel du cycle de vie. Les ménages à double revenu échantillonnés dans l'ouest du Canada habitent dans des maisons dont la valeur est, en moyenne, moindre que celles des ménages dans lesquels la femme ne participe pas au marché du travail. Dans la section 2.1, on utilise des régressions flexibles de type noyau, qui permettent de comparer l'offre de travail des femmes parmi les propriétaires et celle des femmes parmi les locataires comme fonctions de la part des dépenses d'habitation dans le revenu familial (excluant celui de la femme). Ces régressions illustrent les effets potentiels du test du revenu dans le processus de qualification hypothécaire. Dans la section 2.2, on traite du problème de l'endogénéité des variables hypothécaires en utilisant la technique des variables instrumentales dans un modèle traditionnel d'offre de travail des femmes. Afin de tester l'endogénéité du ratio du service de la dette et de la contrainte de qualification hypothécaire sur l'offre de travail des femmes, on utilise une procédure à deux étapes, dérivée de l'approche de maximum de vraisemblance conditionnel de Smith et Blundell (1986), qui est basée sur les résidus généralisés (Gouriéroux *et al.* 1987; Pagan et Vella, 1989), pour réaliser un test de spécification à la Hausman. Pour obtenir des estimations asymptotiquement valides des écarts-types, on utilise une approche de *bootstrap* non paramétrique. Que ce soit à partir des estimations habituelles à la Nelson et Olsen ou à partir de celles provenant de la procédure modifiée de Smith et Blundell, on ne peut rejeter l'exogénéité faible de la contrainte de qualification hypothécaire. Les conclusions sont regroupées dans la dernière section.

---

3. La Société canadienne d'hypothèques et de logement est le principal assureur hypothécaire. Voir son guide d'éligibilité pour emprunteur (CMHC, 1992).

4. Les données en panel ne sont malheureusement disponibles au Canada qu'à partir de 1993, une période qui a vu des baisses importantes dans les taux d'intérêt et dans le prix des maisons.

## 1. RÈGLES HYPOTHÉCAIRES, DÉCISIONS D'HABITATION ET PARTICIPATION DES FEMMES MARIÉES AU MARCHÉ DU TRAVAIL

### 1.1 *Cadre analytique*

Dans le modèle usuel de choix de consommation sur le cycle de vie, les décisions des ménages concernant l'offre de travail et la consommation immobilière résultent d'un processus d'optimisation qui lie ces décisions à la richesse intertemporelle du ménage. Les décisions d'investissement immobilier sont effectuées en accord avec les principes d'un portefeuille optimal et ne coïncident pas nécessairement avec les décisions de consommation immobilière. À cause du caractère improbable d'un tel modèle, de nombreux auteurs ont cherché à introduire des facteurs plus réalistes dans l'analyse des décisions immobilières des ménages. Ils ont traité principalement des distorsions induites par les imperfections de financement et des particularités du marché immobilier. Par exemple, on a montré que la contrainte d'acompte force les ménages ayant une richesse intertemporelle élevée, mais de faibles liquidités courantes, à effectuer des choix immobiliers non optimaux (Jones, 1990). L'égalité entre l'investissement immobilier et la consommation immobilière représente une complication qui cause des déséquilibres de portefeuille (Henderson et Ioannides, 1983) lorsque les niveaux d'investissement immobilier sont déterminés en premier lieu par la demande d'habitation. Grossman et Laroque (1990) ont montré dans un modèle général de consommation optimale et de sélection de portefeuille en présence d'un bien durable non monétaire que de faibles coûts de transaction pouvaient introduire des rigidités importantes dans les décisions immobilières. Kearl (1978) a étudié l'impact sur la demande d'actifs immobiliers de la trajectoire descendante des paiements hypothécaires réels, trajectoire qui résulte de la combinaison de taux d'intérêt nominaux fixes et de taux d'inflation élevés.

Ici, on a choisi d'étudier l'impact du test du revenu dans le processus de qualification hypothécaire sur l'offre de travail des femmes mariées, parmi les propriétaires<sup>5</sup>. Dans la plupart des pays, les institutions de prêts hypothécaires exigent que les paiements immobiliers n'excèdent pas une fraction, en général de l'ordre d'un tiers, du revenu des ménages<sup>6</sup>. En présence de prix immobiliers élevés, le test du revenu pourrait même remplacer la contrainte d'acompte alors que les futurs acheteurs se voient forcés de fournir un acompte plus important que le minimum requis. Ou encore, ce test pourrait forcer les femmes mariées à retourner temporairement sur le marché du travail afin de contracter une plus grosse hypothèque. Il n'est pas difficile de trouver des anecdotes démontrant une telle attitude. Dans une étude de l'impact des deux critères de qualification sur

---

5. D'autres papiers (Rosenthal, Duca et Gabriel, 1991, Zorn, 1993) ont étudié l'impact de la contrainte de qualification hypothécaire sur les décisions immobilières, en prenant le revenu comme exogène. Dans ce papier, on considère la décision immobilière comme étant fixe et les décisions d'offre de travail comme variables.

6. Le Japon fait exception : les acheteurs d'habitations peuvent emprunter jusqu'à 6 fois leurs salaires, cependant ils peuvent étendre le prêt sur deux générations.

les décisions immobilières, Zorn (1993) a trouvé, en utilisant une enquête de consommation américaine de 1986, que 35 % des propriétaires avaient vraisemblablement été contraints par ces exigences.

Parmi les propriétaires, le test du revenu introduit une contrainte additionnelle dans le modèle intertemporel traditionnel du cycle de vie représentant les choix consommation-loisir. À partir de la date ( $t = 0$ ) où l'habitation est achetée, le revenu du ménage ne peut baisser en dessous d'une proportion maximum de  $1/k$  des paiements immobiliers, proportion que l'on notera comme une annuité constante  $M_0$  pour simplifier l'exposé, ceci si l'hypothèque doit être renouvelée périodiquement<sup>7</sup>. Dans la période précédant l'achat de l'habitation, la contrainte d'acompte peut introduire des distorsions dans les choix d'offre de travail des ménages. L'analyse de telles distorsions nécessiterait cependant, non seulement des données en panel mais également de l'information sur les plans d'achat d'habitation des locataires, comme dans Yoshikawa et Ohtake (1989).

Sous l'hypothèse de certitude complète, le problème du propriétaire peut être écrit comme un problème de contrôle optimal, où les contraintes sont facilement incorporables, comme dans Fortin (1995) :

$$\begin{aligned} \text{Maximiser}_{(l_m, l_f, q_t)} \sum_{t=1}^L \delta^{t-1} U_t(l_m, l_f, q_t) \\ \text{sujet à } W_{t+1} - W_t = -\rho_t(w_m l_m + w_f l_f + p_t q_t) \\ k[w_m(T_m - l_m) + w_f(T_f - l_f)] - M_0 \geq 0 \\ W_1 \text{ fixe.} \end{aligned} \quad (1)$$

où  $\delta$  est un taux d'escompte subjectif,  $\rho_t$  est le taux d'escompte du marché,  $l_m$  et  $l_f$  représentent le loisir masculin et féminin respectivement,  $q_t$  la consommation non immobilière tandis que  $w_m$ ,  $w_f$  et  $p_t$  sont les prix de ces trois composantes, les dotations en temps  $T_m$  et  $T_f$  sont supposées constantes pour toutes les périodes ;  $W_t$  est la valeur présente escomptée habituelle de la richesse humaine et non humaine, excluant la richesse immobilière ; les préférences sont supposées paramétrisées afin d'incorporer les caractéristiques démographiques<sup>8</sup>. Dans ce modèle théorique, les choix optimaux des ménages concernant le loisir (ou les heures de travail) dépendent non seulement de l'utilité marginale de la richesse des ménages et des taux de salaires des conjoints, mais aussi des paiements hypothécaires lorsque la contrainte de qualification hypothécaire est serrée :

$$[w_m(T_m - l_m) + w_f(T_f - l_f)] / M_0 = k .$$

7. Le fait que la contrainte d'emprunt puisse s'appliquer à un horizon infini est clairement une hypothèse simplificatrice. Lorsque les hypothèques sont renouvelées, les institutions de prêts s'enquêtent simplement de savoir si la situation économique du ménage a changé et effectuent rarement une enquête plus approfondie. Dans la pratique, l'analyse empirique montre que ce sont vraisemblablement les acheteurs récents qui sont contraints par ces exigences.

8. La consommation immobilière est calculée à partir du choix immobilier effectué au temps  $t = 0$  et est ainsi séparable des autres choix consommation-loisir. Il peut exister également des contraintes d'inégalité sur les variables de choix.

En pratique, on s'attend à ce que les choix d'offre de travail des ménages soient graduellement contraints au fur et à mesure que le ratio des paiements hypothécaires sur le revenu des ménages approche la limite permise. C'est donc la contrainte ci-dessus qui sera à la base du choix de forme réduite que l'on estimera dans la section 2.

Inversement dans un modèle de choix d'habitation endogènes, les choix immobiliers du ménage sont partiellement déterminés par ses choix sur le marché du travail. Selon le modèle d'Henderson et Ioannides (1987) qui s'applique aux propriétaires-occupants, si le motif d'investissement domine les décisions immobilières, on peut s'attendre à ce que le ménage détienne un niveau d'actifs immobiliers dépassant sa demande de consommation<sup>9</sup>. Ce principe s'appliquera avec plus de force là où les actifs immobiliers procurent des avantages fiscaux importants en comparaison des autres actifs. Les ménages avec des niveaux anticipés élevés de richesse intertemporelle choisiront des niveaux élevés d'actifs immobiliers ce qui peut être vu comme un élément endogène dans leurs décisions concernant le marché du travail. D'autre part, si la demande de consommation des ménages en services immobiliers excède celle des actifs immobiliers, le propriétaire-occupant devra augmenter ses actifs immobiliers au niveau de sa demande de consommation. Dans ce cas, la combinaison de l'indivisibilité des actifs immobiliers et des contraintes à l'emprunt pourrait restreindre les choix d'offre de travail des ménages. Les décisions du ménage concernant le marché du travail seraient alors contraintes par ses engagements immobiliers, qui pourraient être ensuite traités comme facteurs exogènes comme c'est le cas dans le modèle précédent (1).

Tout d'abord on présente quelques statistiques décrivant la relation entre les choix immobiliers et la participation des femmes mariées au marché du travail. Puisque la participation des femmes est beaucoup plus variable que celle des hommes, elle pourra mieux capturer les ajustements de travail des ménages suite à des changements de circonstances. Ces statistiques montrent que les choix des ménages sont en contradiction avec les prévisions du modèle traditionnel du cycle de vie et pourraient être reliés aux exigences de la qualification hypothécaire.

### 1.2 *Les données*

L'évidence empirique est conduite à partir de l'enquête FAMEX de 1986 qui contient des informations détaillées concernant l'unité familiale, ses arrangements immobiliers, des variables financières variées, le statut de chaque membre sur le marché du travail et les détails des dépenses du ménage par catégories de biens. La banque de données FAMEX comporte toutefois certaines limites. Tandis qu'il est possible d'identifier quels sont les ménages qui ont déménagé en 1986, la date d'achat des habitations des ménages qui ne déménagent pas n'est pas connue. De plus, l'information sur la localisation géographique des ménages est fournie

---

9. En utilisant un modèle qui ne considère pas l'offre de travail, Jones (1993) trouve que les emprunts hypothécaires dépassent le niveau optimal de minimisation de la dette pour environ 40 % des jeunes ménages canadiens.

de manière très sommaire ; ceux-ci sont classées en seulement 6 régions<sup>10</sup>. D'un échantillon original de 10 356 ménages, 3 721 ont été supprimés car ils vivaient dans des agglomérations de moins de 100 000 habitants ou parce qu'ils demeuraient dans des régions indéterminées. Puisque l'étude se concentre sur les femmes mariées comme travailleuses non principales, 2 542 ménages ont été exclus car ils étaient constitués de personnes sans attaches, de famille monoparentales ou encore d'autres unités non familiales. Un autre groupe de 556 ménages a été supprimé car le mari était à la retraite. Sur les 3 537 ménages restant, 2 562 étaient propriétaires de leur logement.

TABLEAU 1

TAUX DE PARTICIPATION DES FEMMES MARIÉES AU MARCHÉ DU TRAVAIL  
PAR ÂGE, MODE D'OCCUPATION DU LOGEMENT ET RÉGIONS

Âge	Propriétaires sans hypothèque		Propriétaires ayant une hypothèque		Locataires		Changement de locataire à propriétaire <sup>a</sup>	
	Nombre d'observations	%	Nombre d'observations	%	Nombre d'observations	%	Nombre d'observations	%
<b>Est<sup>b</sup></b>								
≤ 24	2/2	100,0	21/26	80,8	111/144	77,1	15/18	83,3
25-34	57/78	73,1	300/394	76,1	205/273	75,1	41/53	77,4
35-44	109/170	64,1	279/370	75,4	71/105	67,6	10/15	66,7
45-64	158/302	52,3	148/237	62,5	55/105	52,4	8/10	80,0
Tous les âges	326/552	59,1	748/1027	72,8	442/627	70,5	74/96	77,1
<b>Ouest<sup>c</sup></b>								
≤ 24	1/1	100,0	16/19	84,2	61/73	83,6	16/16	100,0
25-34	26/37	70,3	144/183	78,7	113/141	80,1	20/22	90,9
35-44	49/70	70,0	173/211	82,0	34/49	69,4	9/10	90,0
45-64	86/157	54,8	97/140	69,3	22/33	66,7	3/5	60,0
Tous les âges	103/265	61,1	430/554	77,8	230/296	77,7	48/53	90,6

NOTES : Ce tableau ne tient pas compte de 21 ménages dont les épouses étaient âgées de 65 ans et plus.

a Incluant les familles qui ont changé de situation immobilière passant de locataires à propriétaires en 1986.

b L'Est inclut les provinces de l'Atlantique, le Québec et l'Ontario.

c L'Ouest inclut le Manitoba, la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique.

10. De plus, cette information n'est pas disponible pour quelques ménages (6) dont la valeur de l'habitation est élevée (> 250 000 \$). Ces ménages sont donc exclus de la présente analyse alors qu'ils ne l'étaient pas dans Fortin (1995). De façon générale, l'utilisation de variables différentes de celles utilisées dans Fortin (1995) implique que la taille des échantillons sera aussi légèrement différente.



### 1.3 *Statistiques de base*

Le tableau 1 montre que la participation des femmes au marché du travail est d'environ de 10 points plus élevée pour les femmes de 35 ans et plus parmi les propriétaires ayant une hypothèque comparativement aux propriétaires sans hypothèque et aux familles qui sont locataires de leur logement<sup>11</sup>. Ce résultat tient tant à l'est, défini comme toutes les provinces à l'est et incluant l'Ontario, quant à l'ouest, défini comme les provinces à l'ouest et incluant le Manitoba<sup>12</sup>. Dans Fortin (1995), on montrait aussi, en utilisant un modèle Probit de la participation au marché du travail, que ce résultat était valable même en corrigeant pour d'autres variables, telles que la valeur de l'habitation acquise, le revenu du mari, le nombre des enfants, etc. De plus, on montrait que le ratio des paiements hypothécaires sur le revenu familial, excluant le revenu de travail de la femme, avait un effet non linéaire important sur la participation des femmes au marché du travail, lorsque le ratio approchait de la limite permise.

Le tableau 2 montre qu'il existe des différences significatives, entre les familles dont la femme participe au marché du travail et les familles dont la femme ne participe pas, au niveau des moyennes de nombreuses variables immobilières et financières. Dans l'est, les familles dont la femme participe au marché du travail ont un revenu significativement plus élevé, en moyenne, que les familles dont la femme ne participe pas. Dans l'ouest, les familles dont la femme participe au marché du travail ont des revenus significativement plus élevés que leurs homologues mais elles vivent dans des maisons qui sont en moyenne de valeur moindre. Bien que le niveau de signification de ce dernier résultat ne soit pas très élevé, il contredit le résultat du modèle du cycle de vie selon laquelle les ménages dont la femme participe au marché du travail achèteraient une maison de valeur plus élevée que leur permettrait leur plus grande richesse intertemporelle. On ne peut exclure une explication simple supposant des différences de goût entre les ménages de l'est et de l'ouest, particulièrement en termes de diversité de portefeuille. Cependant l'existence de contraintes à l'emprunt est une autre explication possible.

---

11. Une femme est considérée comme participant au marché du travail si le nombre de semaines travaillées à temps plein ou à temps partiel est supérieur à zéro et si son revenu de travail est positif. Quelques personnes déclarent en effet qu'elles travaillent alors que leur revenu de travail est zéro.

12. Cette division géographique est utilisée dans la première section pour obtenir assez d'information par cellule dans les tableaux 2 et 3. Cependant, ces résultats tiennent de façon générale lorsqu'on utilise la division selon les six catégories régionales disponibles dans l'enquête. Ces catégories régionales seront réintroduites dans l'analyse plus rigoureuse de la section 2.

TABLEAU 2

MOYENNES DES VARIABLES PAR RÉGIONS

	Propriétaires sans hypothèque		Statistique <i>F</i>	Propriétaires ayant une hypothèque		Statistique <i>F</i>
	Femme ne participant pas	Femme participant		Femme ne participant pas	Femme participant	
<b>Valeur du logement possédé</b>						
Est <sup>a</sup>	102 291 (75 589)	123 247 (76 775)	10,20**	95 972 (57 167)	105 731 (59 682)	6,08**
Ouest <sup>b</sup>	114 323 (66 671)	97 932 (54 140)	4,95**	101 239 (52 296)	94 023 (42 375)	2,68*
<b>Balance du principal sur l'hypothèque</b>						
Est				29 453 (21 792)	36 516 (24 532)	19,55**
Ouest				38 095 (28 070)	42 389 (26 151)	2,68*
<b>Revenu familial après impôt</b>						
Est	34 855 (17 942)	48 096 (20 506)	62,43**	34 241 (14 919)	42 604 (14 969)	69,55**
Ouest	36 393 (17 041)	45 004 (18 517)	15,01**	35 565 (16 688)	42 540 (14 932)	21,28**
<b>Revenu familial d'investissement</b>						
Est	3 266 (8 279)	3 067 (6 091)	0,11	1 605 (8 086)	1 031 (3 902)	2,55
Ouest	5 649 (9 292)	3 942 (7 994)	2,60*	918 (1 844)	1 169 (4 267)	0,43
<b>Nombre de pièces</b>						
Est	6,67	7,26	14,94**	7,06	6,94	1,14
Ouest	7,37	7,12	1,06	7,53	7,33	1,19
<b>Âge de l'épouse</b>						
Est	48,8	44,1		40,1	36,7	
Ouest	50,3	45,7		40,9	36,9	
<b>Nombre d'enfants d'âge préscolaire</b>						
Est	,21	,23	0,12	,62	,50	4,88**
Ouest	,19	,16	0,17	,60	,44	4,67**
<b>Nombre d'observations</b>						
Est	231	326		305	822	
Ouest	109	162		131	476	

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. L'analyse de la variance indique que les différences entre les ménages dont la femme participe au marché du travail et ceux où elle ne participe pas sont statistiquement significatives à un niveau de 5 % {\*\*} et à un niveau de 10 % {\*}.

a L'Est inclut les Provinces de l'Atlantique, le Québec et l'Ontario.

b L'Ouest inclut le Manitoba, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique.

TABLEAU 3

MOYENNES DES VARIABLES PARMI LES ACHETEURS DE LOGEMENT PAR RÉGIONS

	Anciens propriétaires			Nouveaux propriétaires		
	Femme ne participant pas	Femme participant	Ensemble	Femme ne participant pas	Femme participant	Ensemble
<b>Valeur du logement possédé</b>						
Est <sup>a</sup>	109 417 (73 257)	125 452 (56 336)	120 251 (62 276)	70 900 (39 514)	96 506 (37 823)	90 687 (39 486)
Ouest <sup>b</sup>	119 727 (67 642)	116 984 (51 220)	117 686 (55 020)	118 300 (74 518)	82 770 (35 032)	86 253 (40 775)
Statistique <i>F</i>	0,16	0,47	0,05	3,98*	3,84*	0,40
<b>Acompte en proportion de la valeur du logement possédé</b>						
Est	,61 (,29)	,57 (,26)	,59 (,27)	,27 (,19)	,37 (,19)	,35 (,19)
Ouest	,47 (,29)	,42 (,31)	,44 (,30)	,41 (,19)	,29 (,18)	,30 (,18)
Statistique <i>F</i>	1,64	5,82**	7,85**	2,13	5,86**	2,31
<b>Nombre de voitures</b>						
Est	1,3 (,69)	1,8 (,68)	1,6 (,72)	1,6 (,82)	1,3 (,67)	1,4 (,72)
Ouest	1,5 (,69)	1,8 (,71)	1,7 (,70)	1,2 (,45)	1,8 (,69)	1,7 (,69)
Statistique <i>F</i>	1,02	0,00	0,53	1,08	14,58**	8,87**
<b>Nombre d'observations</b>						
Est	24	50	74	20	68	88
Ouest	11	32	43	5	46	51

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. L'analyse de la variance indique que les différences entre les ménages dont la femme participe au marché du travail et ceux où elle ne participe pas sont statistiquement significatives à un niveau de 5 % {\*\*} et à un niveau de 10 % {\*}.

a L'Est inclut les Provinces de l'Atlantique, le Québec et l'Ontario.

b L'Ouest inclut le Manitoba, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique.

Le tableau 3 se concentre sur les ménages qui déménagent et les nouveaux propriétaires afin de clarifier cette énigme. Il existe des différences entre l'est et l'ouest en termes du ratio de l'acompte sur la valeur du logement. Ce ratio est significativement plus faible à l'ouest parmi tous les ménages qui déménagent, spécialement parmi ceux dont la femme participe au marché du travail, ce qui ne peut pas être expliqué, dans cet échantillon, par des maisons de plus grande valeur dans l'ouest. On peut cependant formuler l'hypothèse suivante : étant donné les plus grandes distances dans l'ouest, la nécessité pour le ménage dont la femme travaille de posséder une deuxième voiture pourrait expliquer pourquoi les nouveaux propriétaires ne sont pas capables d'accumuler un acompte aussi

important que leurs homologues de l'est. En fait, l'acompte médian parmi les nouveaux propriétaires des provinces de l'ouest représente 25 % de la valeur de l'habitation, limite sous laquelle une assurance hypothécaire coûteuse est nécessaire. Ces résultats sont en accord avec ceux de Jones (1990) qui concluait qu'au Canada la richesse liquiditaire courante était un déterminant plus important de la demande immobilière des jeunes propriétaires que les revenus de travail.

Dans le modèle de cycle de vie sans contraintes à l'emprunt hypothécaire, les choix immobiliers sont endogènes dans les décisions concernant le marché du travail : par exemple, on s'attend à ce que les ménages à double revenu achètent des habitations de valeur plus élevée que les ménages à simple revenu, lorsque celui-ci est plus faible. Les statistiques de base que l'on vient de décrire indiquent que ce n'est pas nécessairement le cas. Si les contraintes à l'emprunt hypothécaire amènent les ménages à modifier leurs choix immobiliers, ceux-ci pourraient n'être plus endogènes à leurs choix d'offres de travail dans un modèle qui incorporerait de telles contraintes. Cette question sera étudiée de manière plus approfondie dans la section 2.1. La section suivante tente simplement de décrire l'impact du test du revenu sur l'offre de travail des femmes mariées.

## 2. L'IMPACT DES RÈGLEMENTS DE PRÊTS HYPOTHÉCAIRES SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES MARIÉES

### 2.1 *Évidence non paramétrique*

La variable utilisée pour évaluer l'effet de la contrainte de qualification hypothécaire basée sur le revenu est élaborée à partir des directives établies par la Société canadienne d'hypothèques et de logement (CMHC, 1992). La Société recommande l'utilisation de l'un de deux ratios pour déterminer si le ménage peut se payer l'hypothèque. Le ratio du service de la dette brute représente la part des paiements immobiliers sur le revenu de l'emprunteur ; il ne devrait pas dépasser 30 % (32 % si les coûts de chauffage y sont inclus)<sup>13</sup>. Le ratio de la dette totale est calculé comme le rapport des coûts des dettes supportées par le ménage en matière de logement et de consommation sur son revenu brut ; il ne devrait pas dépasser 40 % (42 % si on y inclut les coûts de chauffage). Puisque les données sur les dettes de consommation ne sont pas disponibles, on utilisera le premier ratio. Si le test du revenu a un impact important sur l'offre de travail des femmes mariées, le modèle (1) prédit que les épouses devraient augmenter leur offre de travail à mesure que le ratio des paiements immobiliers sur le revenu familial, excluant leurs revenus de travail, approche la limite permise.

---

13. Les directives de la SCHL sont raisonnablement précises sur le type de revenu éligible. Celui-ci peut inclure les revenus qui sont raisonnables et qui vont vraisemblablement continuer dans le futur, ainsi que des revenus provenant des programmes d'assistance sociale. Les charges immobilières incluent les charges hypothécaires concernant le principal et l'intérêt plus taxes, aussi bien que les charges de condominium et les charges financières secondaires.

Pour décrire les non-linéarités qui pourraient être induites par la contrainte d'emprunt, on utilise des régressions flexibles de noyau du nombre de semaines travaillées par les épouses, comme une fonction du ratio du service de la dette brute, que l'on dénotera  $X$ . Les régressions de type noyau sont essentiellement des moyennes mobiles du nombre de semaines travaillées pondérées par la fonction de noyau et calculées pour chaque valeur de  $X$ . Parmi les différentes techniques de lissage, les estimateurs de noyau sont souvent préférés par les économètres à cause de leurs propriétés asymptotiques qui sont bien établies (Bierens, 1987) et parce qu'ils semblent être dotés de bonnes propriétés en échantillon fini<sup>14</sup>.

Plus formellement, étant donné un ensemble de données indépendamment et identiquement distribuées,  $\{(X_i, Y_i)\}_{i=1}^n$ , un lissage de noyau approxime la courbe de réponse moyenne  $m$  de la relation

$$Y_i = m(X_i) + \epsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

où  $E(\epsilon/X) = 0$ , par l'estimateur de Nadaraya-Watson

$$\hat{m}_h(x) = n^{-1} \sum_{i=1}^n W_i(x) Y_i = \frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i) Y_i}{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i)} \quad (3)$$

avec, comme pondérations, les fonctions de noyau

$$W_i(x) = K_h(x - X_i) / \hat{f}_h(x), \quad (4)$$

où l'estimateur de la densité de noyau et la fonction de noyau sont

$$\hat{f}_h(x) = n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i) \quad \text{et} \quad K_h(u) = h^{-1} K(u/h) \quad (5)$$

et le facteur d'échelle  $h$  correspond à la largeur de la bande. La fonction de noyau  $K(\cdot)$  est une fonction continue à valeurs réelles, bornée, symétrique autour de zéro et qui intègre à l'unité.

Une critique souvent émise à propos de l'estimation de noyau est que l'allure de la régression de noyau est très sensible au choix de la fonction de noyau et de la largeur de bande. Le choix de la fonction est toutefois moins problématique que celui de la largeur de bande. Parmi les différentes fonctions de noyau d'ordre 2, il a été montré (Silverman, 1986; Härdle, 1990) que la fonction Epanechnikov,

$$K(u) = 0.75(1 - u^2)I(|u| \leq 1), \quad (6)$$

qui a une forme parabolique, est la plus efficiente dans le sens où elle minimise la moyenne approximative de l'erreur au carrée intégrée.

14. De plus, il a été montré que d'autres techniques de lissage, telles qu'un « spline » cubique, étaient asymptotiquement équivalentes à des lisseurs de type noyau (Silverman, 1986).

Le choix de la largeur de bande détermine l'optimalité de l'estimateur de noyau. Lorsque  $h$  est trop petit, la courbe qui en résulte est trop ondulée [ $\hat{m}_h(X_i) \rightarrow Y_i$  lorsque  $h \rightarrow 0$ ]. Lorsque  $h$  est trop grand, la courbe peut aplanir certaines caractéristiques importantes des données [ $\hat{m}_h(x) \rightarrow \bar{Y}$  lorsque  $h \rightarrow \infty$ ]. Bien que le développement des sélecteurs automatiques de largeur de bande demeure un sujet de recherche intense (Park et Turlach, 1992), on utilise couramment la fonction de validation  $CV(h)$  et la fonction de validation généralisée  $GVC(h)$  pour choisir la largeur de la bande<sup>15</sup>.

Le graphique 1 illustre les estimations par régressions de noyau du nombre de semaines travaillées par les femmes mariées ( $Y$ ) comme une fonction du ratio ( $X$ ) des paiements d'habitation par rapport au revenu familial, excluant le revenu de travail de la femme, pour les choix de largeurs de bande qui minimisent la fonction  $CV$ . On y présente les régressions de noyau pour l'ensemble des propriétaires, pour les propriétaires ayant une hypothèque et pour les locataires. Comme prévu, l'offre de travail des femmes mariées répond positivement à une augmentation de  $X$ <sup>16</sup>. L'aspect le plus frappant, parmi les propriétaires, est l'augmentation singulière de la pente (à  $X = 0,2$ ) qui porte le nombre de semaines de travail des épouses à un plateau plus élevé lorsque  $X$  excède  $0,25$ <sup>17</sup>. Cette structure pourrait correspondre à la manifestation empirique des contraintes d'emprunt. L'allure à plateaux multiples de la fonction de régression de noyau parmi les propriétaires est, en effet, en fort contraste avec celle des locataires qui croît doucement.

---

15. On a montré qu'il était asymptotiquement optimal de choisir un  $h$  qui minimise la fonction  $CV(h) = n^{-1} \sum_{j=1}^n (Y_j - \hat{m}_{h,j}(x))^2$ , où  $\hat{m}_{h,j}(x) = n^{-1} \sum_{i \neq j} W_i(x) Y_i$ . Cette méthode permet d'éviter le problème d'utiliser  $Y_i$  deux fois en approximant la moyenne de l'erreur au carré

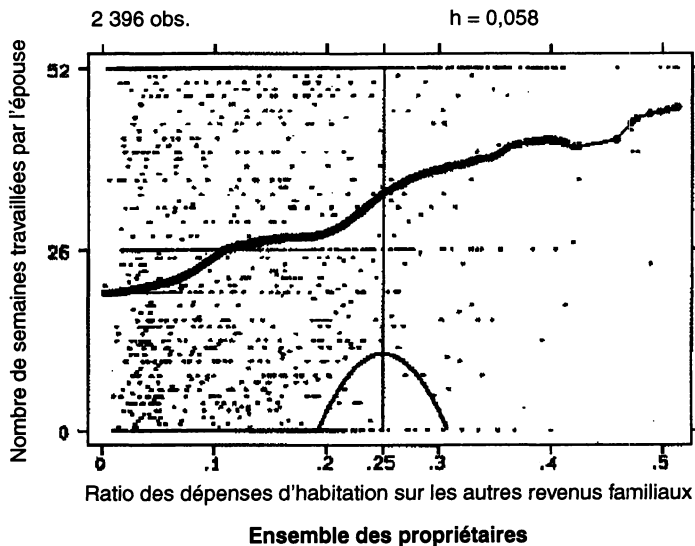
$d_A(h) = n^{-1} \sum_{j=1}^n (\hat{m}_h(X_j) - m(X_j))^2$ . On peut aussi pondérer la fonction  $CV$  afin de minimiser l'importance des effets de bornes. Un autre sélecteur de bande populaire est la fonction de validation généralisée  $GCV(h) = \Xi_{GCV}(n^{-1}h^{-1}p(h) = (1 - n^{-1}h^{-1}K(0))^{-2} n^{-1} \sum_{j=1}^n (Y_j - \hat{m}(x))^2$ , qui utilise une fonction pénalisante  $\Xi_{GCV} = (1 - n^{-1}h^{-1}K(0))^{-2}$  pour corriger le biais de l'erreur de prédiction  $p(h)$  comme estimateur de  $d_A(h)$ .

16. Ces chiffres laissent de côté les observations pour lesquelles le ratio  $X$  était supérieur à 0,5, pour les propriétaires et 0,55, pour les locataires puisque la densité des observations devenait trop basse. Les observations éliminées incluent des ménages dans lesquels la femme était la seule source de revenu en 1986.

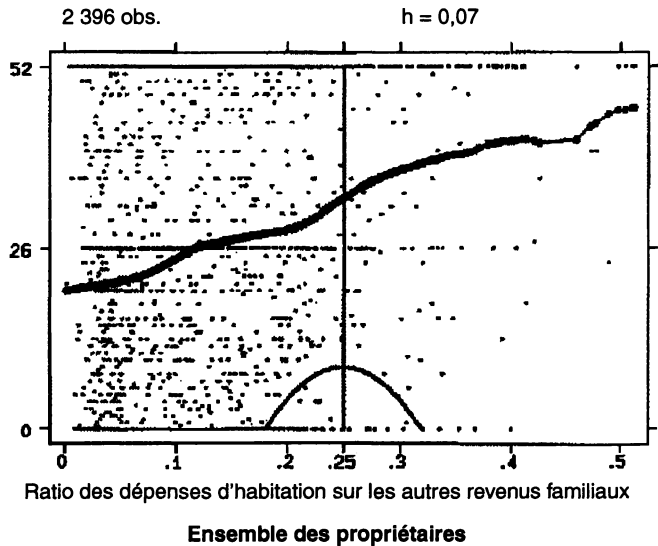
17. L'enquête de la FAMEX donne le nombre de semaines travaillées à temps complet et à temps partiel. Afin d'obtenir une mesure du nombre total de semaines travaillées, on donne au nombre de semaines travaillées à temps partiel une pondération de 1/2 par rapport au nombre de semaines travaillées à temps complet, tandis que l'on additionne les deux mesures jusqu'à un maximum de 52 semaines. Cela explique pourquoi on a un nombre élevé d'observations de 26 semaines dans le graphique 1. Tandis que les méthodes de pondérations alternatives changent le niveau du plateau le plus bas et de ce fait atténuent ou accentuent l'inclinaison entre  $X = 0,2$  et  $X = 0,25$ , elles ne changent pas la forme générale de la fonction de régression de type noyau.

# GRAPHIQUE 1

RÉGRESSION DE NOYAU DU RAPPORT DES DÉPENSES D'HABITATION SUR LE REVENU FAMILIAL, EXCLUANT LES REVENUS DE TRAVAIL DE LA FEMME, EN FONCTION DU NOMBRE DE SEMAINES TRAVAILLÉES PAR LA FEMME (COURBE ÉPAISSE), ET LES PONDÉRATIONS DE NOYAU  $K_h(x - X_i)/\hat{f}_h(x)$  (COURBE FINE) POUR UNE VALEUR DE  $x = 0,25$  ÉTANT DONNÉ UN CHOIX OPTIMAL DE  $h$  (a) ET UN CHOIX ARBITRAIRE (b) ET L'UTILISATION DU NOYAU D'EPANECHNIKOV  $K(u) = 0,75(1 - u_2)I(|u| \leq 1)$ .

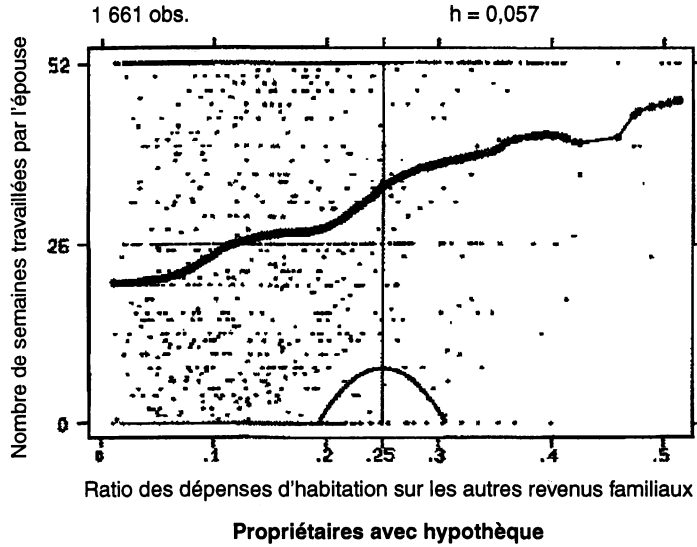


a) Largeur de bande optimale

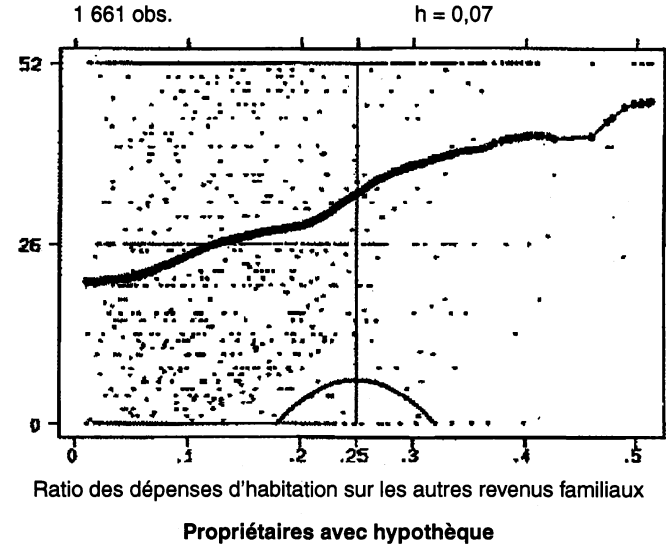


b) Largeur de bande fixe ( $h = 0,07$ )

GRAPHIQUE 1 (suite)



a) Largeur de bande optimale



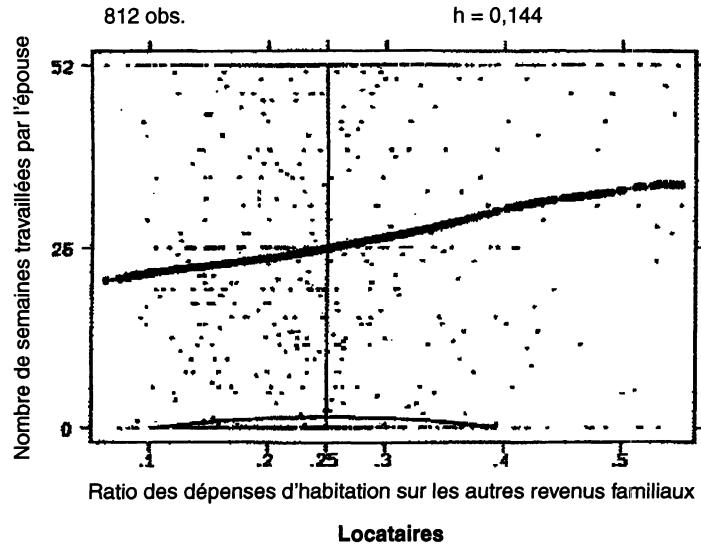
b) Largeur de bande fixe ( $h = 0,07$ )



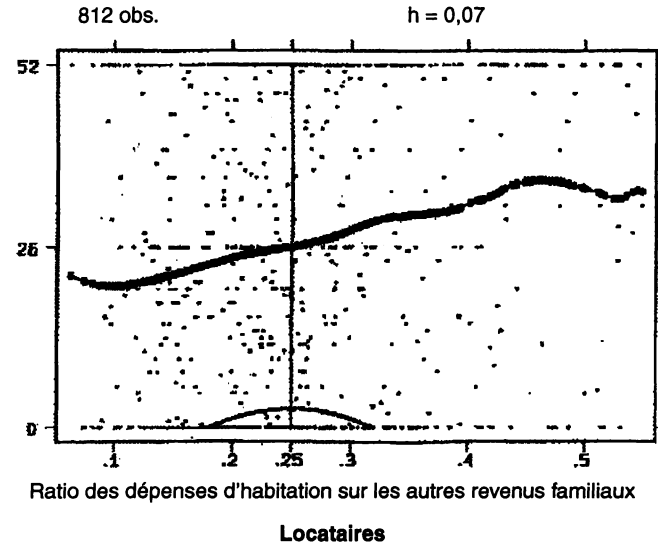
# GRAPHIQUE 1 (suite)

144

L'ACTUALITÉ ÉCONOMIQUE



a) Largeur de bande optimale



b) Largeur de bande fixe ( $h = 0,07$ )

Le graphique 1 montre également les pondérations du noyau utilisées pour  $X = 0,25$ . Ces pondérations peuvent servir à évaluer le choix de largeur de la bande. Les largeurs de bande qui minimisent la fonction CV sont  $h = 0,058$  pour l'ensemble des propriétaires,  $h = 0,0567$  pour les propriétaires ayant une hypothèque et  $h = 0,144$  pour les locataires. Les largeurs de bande qui minimisent la CV généralisée sont un peu plus élevées, ce qui reflète le fait que les mesures de sélection sont équivalentes seulement au niveau asymptotique. Puisque la largeur de bande optimale pour les locataires était beaucoup plus élevée que pour les autres groupes, on a calculé des régressions de noyau additionnelles avec la même largeur de fenêtre ( $h = 0,07$ ) pour tous les ensembles de données.

TABLEAU 4

TEST DE DAVIDSON-MAC KINNON D'UNE SPÉCIFICATION LINÉAIRE  
VERSUS UNE SPÉCIFICATION NON PARAMÉTRIQUE  
DE LA FONCTION D'OFFRE DE TRAVAIL DES ÉPOUSES

	$h$	$\hat{\alpha}$	Statistique- $t$	$P$ -value
<b>Ensemble des propriétaires</b>				
largeur de bande optimale	0,0580	1,1181	2,137	0,033
lissage excessif	0,07	0,8723	1,577	0,115
<b>Propriétaires ayant une hypothèque</b>				
largeur de bande optimale	0,0567	1,5651	2,814	0,005
lissage excessif	0,07	1,3051	2,111	0,035
<b>Locataires</b>				
largeur de bande optimale	0,144	-0,0459	0,068	0,945
lissage insuffisant	0,07	1,6709	1,644	0,101

La différence cruciale entre les fonctions de régression de noyau des locataires et des propriétaires est l'augmentation quelque peu abrupte de la pente entre  $X = 0,2$  et  $X = 0,25$ , augmentation qui caractérise la fonction des propriétaires. Si l'on veut relier ce changement de pente au test du revenu du processus de qualification hypothécaire, il est important de vérifier que la non-linéarité perçue est significativement différente de l'alternative linéaire. On utilise la procédure standard de Davidson-MacKinnon (1981) afin de tester l'hypothèse nulle :

$$H_0 : Y_i = g(X_i) = \alpha + bX_i + \epsilon_{0i} \text{ contre } H_1 : Y_i = m_h(X_i) + \epsilon_{1i} . \quad (7)$$

Puisque  $H_0$  est linéaire, la statistique- $t$  de  $\hat{\alpha}$  dans la régression artificielle

$$Y_i - \hat{g}(X_i) = \alpha [\hat{m}_h(X_i) - \hat{g}(X_i)] + \epsilon_i , \quad (8)$$

où  $\hat{m}_h$  est l'estimation optimale de noyau, fournit un test permettant de savoir si  $H_0$  est vérifiée. Wooldridge (1992) a montré, dans le cas d'une hypothèse nulle linéaire, la validité d'un test de type Davidson-MacKinnon contre une séquence d'alternatives non emboîtées qui tendent lentement vers zéro.

Les statistiques de Student sont rapportées au tableau 4. Elles confirment qu'avec la largeur de bande optimale l'offre de travail des femmes mariées est une fonction non linéaire du ratio du service de la dette,  $X$ , pour les propriétaires tandis qu'elle est une fonction linéaire de ce ratio pour les locataires. Avec la largeur de bande alternative  $h = 0,07$ , la non-linéarité de la fonction est toujours significative pour les propriétaires ayant une hypothèque. Un test plus précis de la signification statistique de la contrainte d'emprunt se concentrera sur le seuil qui est perçu à  $X = 0,25$ .

## 2.2 Évidence paramétrique

Dans cette section, on poursuit une approche avec formes réduites dans l'esprit des études empiriques de seconde génération (Killingsworth, 1993) de l'offre de travail des femmes, études qui considèrent le comportement du mari comme étant exogène. Dans Fortin (1995), on utilisait une approche plus structurelle et on estimait un modèle cohérent avec le modèle de cycle de vie de la demande des biens et de l'offre de travail des ménages sous une contrainte de qualification hypothécaire. Comme il a été démontré dans Mroz (1987), les problèmes les plus importants dans l'estimation d'une équation d'offre de travail des femmes sont l'utilisation d'un modèle économétrique censuré et l'exogénéité du taux de salaire des épouses. Comme le taux de salaire des femmes qui participent au marché du travail n'est pas directement disponible à partir des données utilisées et comme on inclut des ménages dont la femme ne travaille pas, on adopte une approche avec formes réduites. C'est à dire que l'on remplace le taux de salaire dans l'équation de l'offre de travail par ses facteurs déterminants : éducation de l'épouse, son âge, le nombre d'enfants, etc.<sup>18</sup>.

Puisque l'analyse descriptive précédente révélait que pour plus de 30 % des observations, les femmes travaillent 52 semaines par années, le modèle Tobit à deux limites sera le modèle de base de l'analyse<sup>19</sup>. Dans Fortin (1995), on avait utilisé un modèle de régression linéaire avec correction pour le biais de sélection ;

18. Dans Fortin (1995), on utilisait une approche alternative et on obtenait une mesure du taux de salaire. Dans ce papier, on utilisait l'information sur les heures moyennes de travail par semaine et d'autres caractéristiques de l'enquête de l'activité du marché du travail de 1986 pour attribuer les heures travaillées par semaine à leurs occupations et le statut à temps plein ou à temps partiel. Les salaires horaires moyens étaient ensuite calculés à partir des revenus totaux et des heures moyennes de travail par semaine attribuées. Ici, on préfère introduire le moins de bruit possible dans l'estimation.

19. On a contraint artificiellement à 52 semaines 5 observations parmi les propriétaires (4 parmi les propriétaires ayant une hypothèque) tandis que 747 observations (547) ont atteint cette limite supérieure.

cependant le terme de correction n'était pas significatif. Ici, on préfère donc capturer les non-linéarités des choix de semaines travaillées. Une des faiblesses du modèle Tobit classique est qu'il suppose l'absence de contraintes sur les montants minima d'offre de travail. Bien que ce problème puisse être important dans une équation d'heures de travail, il peut s'avérer moins important dans une équation de semaines de travail. Comme mentionné dans Moffit (1982), du côté de la demande, les contraintes sur le nombre de semaines travaillées ne sont pas aussi sévères. Ainsi, l'argument selon lequel les coûts monétaires inhérents à la participation au marché du travail impliquent que les individus ne travailleront pas en dessous d'un nombre minimum d'heures de travail par semaine pourra aussi être valide, mais ce avec moins de force, dans le cas où l'on considère les semaines de travail. Cependant, l'impact des coûts temporels inhérents à l'entrée sur le marché du travail ou au statut plein temps sera toujours aussi important. Le fait que presque 10 % des femmes mariées travaillent à temps partiel toute l'année peut indiquer qu'il existe des contraintes, non seulement à l'entrée sur le marché du travail, mais également au passage d'un travail à temps partiel à un travail à temps plein. Néanmoins les variables qui pourraient tenir compte de ces coûts fixes du côté de l'offre, tels que les dépenses de garderie, la garde-robe de la femme et le nombre de voitures sont probablement endogènes. Aussi, afin de simplifier l'analyse on préférera laisser ces problèmes pour une autre étude.

Outre le choix du modèle général, le choix des variables qui captureront la contrainte à l'emprunt sont critiques dans le présent exercice. Dans Fortin (1995), on avait utilisé trois variables muettes pour décrire les différents seuils du service de la dette. Cependant, les coefficients des deux premiers seuils n'étaient pas significativement différents l'un de l'autre. Comme la régression non paramétrique présentée précédemment le montre, le seuil vraiment important au-delà duquel l'offre de travail des épouses semble atteindre des niveaux plus élevés se situe à  $X = 0,25$ . Ce seuil capture potentiellement la contrainte d'emprunt institutionnelle. Une variable dichotomique ( $T$ ) représentant ce seuil sera donc incluse dans l'équation d'offre de travail. Le seuil d'emprunt peut cependant ne pas être la seule manière par laquelle le ratio du service de la dette a un effet sur l'offre de travail des femmes mariées. Après divers essais, il s'est avéré que la meilleure façon de tenir compte de cet effet était d'inclure le ratio ( $X$ ) des paiements immobiliers sur le revenu familial, excluant les revenus de travail de la femme, dans l'équation de l'offre de travail. En effet, il s'agissait de choisir des variables qu'il serait possible d'instrumenter avec succès, qui ne seraient pas colinéaires et qui capturerait les effets de non-linéarité perçus.

Comme précédemment, dénotons par  $Y_i$  le choix du nombre de semaines travaillées par l'épouse et  $Y_i^*$  la variable latente

$$Y_i^* = Z'_{1i}\beta_1 + X_i\beta_2 + T_i\beta_3 + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (9)$$

où les  $\beta$  sont les paramètres de l'équation d'offre de travail,  $Z'_{1i}$  est un vecteur de variables explicatives et les  $\epsilon_i$  sont des perturbations indépendamment et normalement distribuées. Le vecteur  $Z'_{1i}$  inclut le revenu du mari, le revenu de l'épouse

ne provenant pas du marché du travail, l'âge de l'épouse, son éducation, le nombre d'enfants de moins de 7 ans, le nombre d'enfants âgés entre 7 et 16 ans et des variables dichotomiques représentant le Québec, l'Ontario, la région des Prairies, l'Alberta et la Colombie-Britannique. L'offre de travail est ainsi donnée par

$$Y_i = \begin{cases} 52 & \text{si } Y_i^* \geq 52 \\ Y_i^* & \text{si } 0 < Y_i^* < 52 \\ 0 & \text{si } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad i = 1, \dots, N \quad (10)$$

Le tableau 5 rapporte, dans la colonne (TT) les estimations des paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance (MLE) du Tobit à deux limites du modèle (10), modèle qui est estimé pour l'ensemble des propriétaires et pour les propriétaires ayant une hypothèque. Ces estimations montrent qu'à la fois le ratio du service de la dette  $X$  et le seuil d'emprunt  $T$  sont significatifs avec une valeur de probabilité de 0,015 et 0,000 respectivement pour l'ensemble des propriétaires et de 0,096 et 0,000 respectivement, pour les propriétaires ayant une hypothèque<sup>20</sup>. De plus, l'importance de l'effet positif de la contrainte d'emprunt, qui ajoute approximativement 20 semaines de travail, le rend comparable à l'effet négatif que représente le fait d'avoir de jeunes enfants, effet qui soustrait 18 semaines de travail. Dans Fortin (1995), l'estimation d'un modèle sous forme réduites avec correction pour le biais de sélection donnait des résultats qualitativement comparables quant aux effets respectifs de la contrainte à l'emprunt et du nombre de jeunes enfants.

Afin de tester l'exogénéité faible du ratio du service de la dette et du seuil d'emprunt  $T$  on utilise une procédure qui est basée sur les résidus généralisés (comme discuté dans Pagan et Vella, 1989; Vella, 1993) afin de réaliser un test de spécification dans l'esprit d'Hausman (1978). On compare également l'estimateur traditionnel à deux étapes basé sur la fonction de vraisemblance marginale (Nelson et Olsen, 1978) d'une équation du nombre de semaines travaillées à l'estimateur à deux étapes basé sur la fonction de vraisemblance conditionnelle (Smith et Blundell, 1986)

Considérons les formes réduites de la variable  $X_i$  et de la variable latente  $T_i^*$

$$X_i = Z_i' \gamma + u_i, \quad (11)$$

$$T_i^* = Z_i' \delta + v_i \quad i = 1, \dots, N \quad (12)$$

où  $Z_i' = (Z_{1i}', Z_{2i}')$  et  $Z_{2i}'$  est un vecteur de variables instrumentales. Bien que  $X_i$  soit observé de façon continue, les observations de  $T_i^*$  sont dichotomiques

$$T_i = \begin{cases} 1 & \text{si } T_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } T_i^* \leq 0 \end{cases} \quad i = 1, \dots, N. \quad (13)$$

20. Contrairement aux régressions descriptives de type noyau de la précédente sous-section, on inclut ici des observations pour lesquelles  $X > 0,5$ , cependant on exclut les observations pour lesquelles le mari ne travaille pas et qui génèrent des points extrêmes.

TABLEAU 5

ESTIMATIONS PAR MODÈLE TOBIT DU NOMBRE DE SEMAINES TRAVAILLÉES PAR LES ÉPOUSES

	Ensemble des propriétaires			Propriétaires ayant une hypothèque		
	(TT)	(NO) <sup>b</sup>	(SB) <sup>b</sup>	(TT)	(NO) <sup>b</sup>	(SB) <sup>b</sup>
Revenu du mari (1 000 \$)	-,3319*** (,0595)	-,2711*** (,0751)	-,2690*** (,0855)	-,3219*** (,0693)	-,2205* (,1336)	-,2242* (,1490)
Autres revenus de l'épouse (1 000 \$)	-1,279*** (,3291)	-1,205*** (,3643)	-1,199*** (,3688)	-1,902*** (,4348)	-1,711*** (,4978)	-1,707*** (,5295)
Âge de l'épouse	-1,092*** (,1215)	-1,033*** (,1350)	-1,038*** (,1356)	-,8419*** (,1405)	-,8108*** (,1567)	-,8138*** (,1573)
Éducation de l'épouse	2,955*** (,3661)	2,849*** (,4039)	2,852*** (,4130)	2,438*** (,3994)	2,303*** (,4353)	2,297*** (,4641)
Nombre de jeunes enfants (0-6 ans)	-18,75*** (1,639)	-18,52*** (1,634)	-18,75*** (1,656)	-17,34*** (1,675)	-17,21*** (1,669)	-17,40*** (1,701)
Nombre d'enfants plus âgés (7-15 ans)	-4,612*** (1,177)	-4,503*** (1,227)	-4,565*** (1,232)	-4,577*** (1,268)	-4,544*** (1,312)	-4,626*** (1,261)
Région de résidence <sup>a</sup>						
Québec	3,182 (3,311)	2,083 (3,567)	2,135 (3,656)	2,696 (3,587)	1,101 (4,236)	1,165 (4,647)
Ontario	11,67*** (3,112)	10,78*** (3,117)	10,84*** (3,115)	9,656*** (3,443)	8,306** (3,508)	8,351** (3,835)
Prairies	6,888* (3,569)	6,292* (3,588)	6,303* (3,571)	4,359 (3,902)	3,679 (3,694)	3,715 (4,015)
Alberta	11,16*** (3,983)	9,903** (3,998)	9,732*** (4,032)	10,64*** (4,312)	8,814* (4,754)	8,567* (5,050)
Colombie-Britannique	4,314 (4,117)	3,174 (4,235)	3,024 (4,224)	5,986 (4,534)	4,597 (4,906)	4,361 (5,117)
Ratio $X$	21,20** (8,697)	36,82* (20,21)	40,02* (22,25)	13,55* (8,134)	40,54 (34,11)	42,86 (34,14)
Résidus de l'instrumentation de $X^c$		-23,16 (38,81)		-31,10 (47,01)		
Variable dichotomique $T = \delta(X \geq ,25)$	20,37*** (4,324)	24,03*** (8,217)	22,44** (11,12)	20,24*** (4,034)	20,59** (9,267)	19,93** (10,93)
Résidus généralisés de l'instrumentation de $T$		-1,511 (4,944)		,0254 (5,492)		
Constante	50,07*** (7,375)	44,78*** (8,311)	44,91*** (8,325)	49,21*** (8,022)	42,20*** (10,69)	42,52*** (10,59)
$\sigma$	43,99 (1,192)	44,36 (1,222)	43,97 (1,213)	40,67 (1,270)	41,14 (1,304)	40,65 (1,284)
Log de la fonction de vraisemblance	-6 250,40	-6 266,97	-6 248,80	-4 479,96	-4 497,11	-4 479,41
Test de suridentification <sup>d</sup>		3,47			1,43	
Nombre d'observations		2 417			1 682	

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. Les symboles (\*\*\*), (\*\*) ou (\*) indiquent que l'estimation est statistiquement significative à un niveau de 1 %, à un niveau de 5 %, et à un niveau de 10 %, respectivement.

a On omet les provinces atlantiques.

b Les écart-types sont calculés par *bootstrap* de la procédure à deux étapes avec 1 000 nouveaux échantillons.

c Voir le tableau 7.

d Valeur du Chi-carré de l'approximation linéaire, voir le texte.

Le choix des variables instrumentales restera un aspect critique du test, puisque la procédure demeure conditionnelle à la validité des instruments. Puisque les ménages qui sont le plus susceptibles d'être affectés par la contrainte à l'emprunt sont les propriétaires qui ont acheté leur habitation dans les quelques années précédant l'enquête, l'instrument de prédilection pour capturer l'effet de cette contrainte aurait été la date d'achat de l'habitation. Malheureusement, cette variable n'étant pas disponible, on utilise des variables qui l'approximent ; ce sont : la proportion de la valeur acquise dans la valeur de la maison, le carré et le cube de cette proportion et des variables dichotomiques pour les maisons construites avant 1976 et après 1984<sup>21</sup>. L'utilisation d'une fonction cubique de l'équité immobilière comme un pourcentage de la valeur de la maison est justifiée par le fait que le ratio du service de la dette est vraisemblablement plus élevé chez les acheteurs d'habitation, dont l'équité immobilière se situe soit à 25-30 pourcent, soit à 50 pourcent comme le tableau 3 l'indiquait. Cette forme cubique permet de cibler les récents acheteurs. En plus d'être corrélées avec la variable à instrumenter, l'autre qualité requise des variables instrumentales est de n'être pas corrélées avec le terme d'erreur de la deuxième étape. La validité de ces instruments est vérifiée à l'aide du test des restrictions de suridentification effectué sur une version linéaire du modèle pour éviter de confondre les questions de mauvaise spécification des modèles non linéaires avec celle de la validité des instruments. Les résultats de ce test, présentés au tableau 5, indiquent que les instruments sont valides.

Les estimations à deux étapes seront donc obtenues en estimant premièrement les  $\gamma$  par moindres carrés ordinaires (MCO) et les  $\delta$  à l'aide d'une procédure Probit à maximum de vraisemblance (MLE) sous l'hypothèse que les perturbations  $v_i$  sont indépendamment et identiquement distribuées avec une variance égale à l'unité. Les résultats de ces estimations sont rapportés au tableau 6.

La deuxième étape de l'estimation est d'abord réalisée en utilisant une procédure à la Nelson et Olsen (1978). C'est-à-dire que les prédictions des estimations de première étape  $\hat{X}_i = Z_i' \hat{\gamma}$  et  $\tilde{T}_i = \text{Prob}(T_i^* > 0) = \Phi(Z_i' \hat{\delta})$ , où  $\hat{\gamma}$  est l'estimé par MCO de  $\gamma$  et  $\hat{\delta}$  est l'estimé de  $\delta$  par maximum de vraisemblance dans le modèle Probit, sont utilisées dans l'équation (9) à la place de  $X_i$  et  $T_i$ . Ainsi l'estimation du Tobit à deux limites par maximum de vraisemblance est calculée pour la variable latente<sup>22</sup>

$$Y_i^* = Z_i' \beta_1 + \hat{X}_i \beta_2 + \tilde{T}_i \beta_3 + \epsilon_{li} \quad (14)$$

21. Une spécification alternative excluant les variables concernant l'équité immobilière, mais incluant l'âge et l'éducation du mari ne rejetait pas la faible exogénéité du seuil d'emprunt bien qu'avec moins de force.

22. L'introduction d'un terme non normal  $\mu = T_i - \tilde{T}_i$  dans les erreurs peut conduire à de petits écarts par rapport à la normalité.

TABLEAU 6

ESTIMATIONS DU RATIO ( $X$ ) DES DÉPENSES D'HABITATION  
SUR LE REVENU FAMILIAL, EXCLUANT LE REVENU DE L'ÉPOUSE,  
COMME UNE FONCTION DES CARACTÉRISTIQUES FAMILIALES

Variable dépendante :	Ensemble des propriétaires		Propriétaires ayant une hypothèque	
	$X$	$T^a$	$X$	$T^a$
Logements construits avant 1976	-,0212 (,0092)	-,0882 (,1095)	-,0256*** (,0124)	,0891 (,1102)
Logements construits après 1984	-,0002 (,0213)	,5999*** (,2042)	-,0017 (,0271)	,5975*** (,2047)
Équité immobilière (HQ)	,1138** (,0533)	1,028 * (,5673)	,1038 (,0738)	,9066 (,6354)
Équité immobilière au carrée (HQ <sup>2</sup> )	-,1294*** (,0306)	-2,124*** (,3803)	-,1191*** (,0408)	-2,018*** (,4318)
Équité immobilière au cube (HQ <sup>3</sup> )	-,1126*** (,0309)	-1,489*** (,3919)	-,1030** (,0453)	-1,370*** (,4613)
Revenu du mari (1 000\$)	-,0023*** (,0002)	-,0790*** (,0058)	-,0032*** (,0003)	-,0784*** (,0058)
Autres revenus familiaux (1 000\$)	-,0025** (,0012)	-,0859*** (,0272)	-,0061*** (,0023)	-,0862*** (,0277)
Âge de l'épouse	,0006 (,0005)	,0085 (,0064)	,0010 (,0008)	,0068 (,0065)
Éducation de l'épouse	,0047*** (,0014)	,0520*** (,0183)	,0054*** (,0020)	,0505*** (,0185)
Nombre de jeunes enfants (0-6)	-,0024 (,0063)	-,0211 (,0709)	-,0009 (,0084)	-,0233 (,0710)
Nombre d'enfants plus âgés (7-15)	-,0002 (,0047)	-,0953* (,0569)	,0008 (,0065)	,1056* (,0576)
Région de résidence <sup>b</sup>				
Québec	,0480*** (,0130)	,3133* (,1753)	,0579*** (,0183)	,2789 (,1772)
Ontario	,0445*** (,0123)	,7350*** (,1618)	,0525*** (,0176)	,7391*** (,1626)
Prairies	,0246* (,0142)	,3552** (,1814)	,0259 (,0202)	,3594** (,1824)
Alberta	,0449*** (,0159)	,6983*** (,1917)	,0581*** (,0223)	,7018*** (,1930)
Colombie-Britannique	,0458*** (,0162)	,9214*** (,1945)	,0533** (,0230)	,9044*** (,1977)
Constante	,1688*** (,0330)	,2449 (,3947)	,1801*** (,0461)	,3194 (,4008)
Log de la fonction de vraisemblance		-428,01		-419,66
R-carré	0,1436		0,0957	
Nombre d'observations		2417		1682

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. Les symboles (\*\*\*), (\*\*) ou (\*) indiquent que l'estimation est statistiquement significative à un niveau de 1 %, à un niveau de 5 %, et à un niveau de 10 %, respectivement.

a  $T$  est une variable dichotomique indiquant un ratio  $X$  plus grand ou égal à 0.25. Les résultats sont obtenus en estimant un modèle Probit par maximum de vraisemblance.

b On omet les régions des provinces atlantiques.



L'estimation au moyen d'une procédure par variables instrumentales des modèles à variables dépendantes limitées avec des variables explicatives endogènes a été étudiée par de nombreux auteurs. Tandis que, sous l'hypothèse de normalité des erreurs, les estimations par des procédures à deux étapes sont valides, il a été montré qu'elles étaient relativement inefficaces (Newey, 1987b). Dans un modèle où les estimateurs de première étape sont des estimateurs par MCO, Newey (1987b) montre que l'estimateur par moindres carrés généralisés d'Amemiya est efficace asymptotiquement. Ici, comme l'estimation de première étape implique l'estimation d'un modèle Probit, son résultat ne peut être utilisé. L'estimation par maximum de vraisemblance en une étape serait une autre alternative efficace. Cependant puisque cette alternative serait très compliquée, on ne l'essayera pas. Au lieu de cela, on utilisera la procédure inefficace à deux étapes, mais on calculera les écarts-types en utilisant une méthode de *bootstrap* (Efron, 1979)<sup>23</sup>. Les estimations des paramètres obtenues par la procédure de Nelson et Olsen et les écarts-types obtenus par *bootstrap* sont présentées au tableau 5, à la colonne (NO)<sup>24</sup>. Pour toutes les variables, à l'exception de la variable  $X$ , il y a très peu de différences entre les estimations de paramètres provenant des estimations instrumentées et non instrumentées.

Un test formel d'exogénéité faible asymptotiquement optimal dans un modèle Tobit, et qui est facile à appliquer, a été proposé par Blundell et Smith (1986). C'est un test qui consiste à exclure les résidus de la régression par variables instrumentales de la première équation. Ce test ne peut être appliqué directement ici puisque l'une des variables instrumentales  $T_i$  est dichotomique. Les résidus  $v_i(\hat{\delta})$  de (12) dépendent de la variable non observée  $T_i^*$ , ils ne peuvent donc pas être utilisés. À la suite de Gouriéroux *et al.* (1987) et de Vella (1993), les résidus  $v_i(\hat{\delta})$  sont remplacés par leurs meilleurs prédictions, prédictions qui sont données par

$$\tilde{v}_i(\hat{\delta}) = E[v_i(\hat{\delta})|T_i] = \frac{\phi(Z_i'\hat{\delta})}{\Phi(Z_i'\hat{\delta})[1 - \Phi(Z_i'\hat{\delta})]} [T_i - \Phi(Z_i'\hat{\delta})] \quad (15)$$

où  $\phi$  et  $\Phi$  sont respectivement la densité et la densité cumulative de la variable aléatoire normale standard<sup>25</sup>.

23. Ce qui ressort de l'évidence empirique et théorique montre que, dans de nombreuses circonstances, les méthodes de *bootstrap* fournissent des estimés aussi bons que les méthodes asymptotiques conventionnelles de grands échantillons (Bickel et Freedman, 1981 ; Beran, 1982). En particulier, dans un modèle de MCO à deux étapes, Freedman (1984) a montré que la méthode de *bootstrap* fournissait des estimés corrects des écarts-types même en présence d'hétéroscédasticité, sous des conditions moins restrictives que la normalité des erreurs. De plus, dans des contextes différents mais toutefois reliés, il a été démontré que la méthode de *bootstrap* peut être, en fait, plus performante que les méthodes asymptotiques en petits échantillons (Freedman et Peters, 1984).

24. On a trouvé très peu de divergence entre les écarts-types incorrects et les estimés par *bootstrap* pour la procédure N-O. La procédure de *bootstrap* utilisée est l'une des versions de STATA 3.0. La procédure *bootsamp* extrait l'échantillon de substitution à partir des données existantes et la procédure en deux étapes est appliquée à cet échantillon artificiel. On a effectué 1 000 reproductions de *bootstrap* de la procédure en deux étapes.

25. Une preuve de Monte-Carlo dans Vella (1992) montre que des tests de ce type ont considérablement plus de pouvoir que les tests des moments conditionnels.

On estime ensuite

$$Y_i^* = Z_{1i}'\beta_1 + X_i\beta_2 + \hat{u}_i\lambda + T_i\beta_3 + \hat{v}_i\alpha + \epsilon_{2i}, \quad (16)$$

en utilisant l'estimation par maximum de vraisemblance du Tobit à deux limites. Puisque les résidus et les résidus généralisés sont des variables générées, les écarts-types corrects sont obtenues en utilisant le *bootstrap* sur la procédure à deux étapes. Les résultats de cette procédure d'estimation ainsi que les écarts-types obtenus par *bootstrap* sont rapportées au tableau 5, à la colonne (SB)<sup>26</sup>.

Les statistiques-t des paramètres  $\hat{\lambda}$  et  $\hat{\alpha}$  des résidus et résidus généralisés de la première étape indique que l'hypothèse nulle selon laquelle ces coefficients sont nuls ne peut être rejetée. Ce résultat implique non seulement que l'on ne rejette pas l'exogénéité faible du seuil de la contrainte d'emprunt mais aussi que l'on ne rejette pas celle du ratio des paiements immobiliers sur le revenu familial, excluant les revenus du travail des épouses, bien que ce dernier résultat soit moins fort. La sensibilité de l'estimation du Tobit par maximum de vraisemblance à l'hypothèse de normalité pourrait être un sujet d'inquiétude. Cependant étant donné que les estimés de  $\lambda$ , le paramètre des résidus généralisés provenant de l'instrumentation de la contrainte d'emprunt, sont proches de zéro, on suspecte que l'hypothèse d'exogénéité faible de la contrainte d'emprunt serait vérifiée par des estimateurs plus robustes comme l'estimateur des MCO censurés symétriquement de Powell (1986)<sup>27</sup>. Dans Newey (1987a), bien que l'estimation par MCO censuré symétriquement ait donné une preuve évidente de mauvaise spécification dans l'estimation par maximum de vraisemblance du Tobit, cela n'a pas changé le résultat du test d'exogénéité. Cependant, on soutient avec moins de force l'exogénéité du ratio du service de la dette.

L'exogénéité du revenu ne provenant pas de l'épouse a été un autre sujet d'inquiétude dans l'estimation des équations d'offre de travail de la femme. Bien qu'elle n'ait pas été rejetée par Mroz (1987), qui a utilisé plusieurs spécifications, elle l'a été par Smith et Blundell (1986). Par conséquent, on a refait l'analyse précédente en utilisant une forme réduite pour caractériser le revenu du mari, forme réduite dans laquelle le revenu est remplacé par l'âge de l'époux, son éducation et une variable dichotomique représentant les 12 occupations décrites dans la FAMEX. Les résultats de cette analyse sont rapportés aux tableaux A-1 et A-2 de l'annexe. L'estimation du Tobit à deux limites par maximum de vraisemblance de ce modèle donne des résultats similaires pour le ratio

26. On a ici des divergences significatives entre les écarts-types incorrectes et les écarts-types provenant de la procédure de *bootstrap* en ce qui concerne les résidus de la variable X. Celles-ci passent de 21,27 à 38,81 parmi l'ensemble des propriétaires et de 31,41 à 47,01 parmi les propriétaires ayant une hypothèque. Les autres différences sont très petites.

27. De manière surprenante, et peut être à cause de la double censure les résidus estimés  $\hat{\epsilon}_{2i}$  ne sont pas asymétriques. Sous l'hypothèse qu'il n'y ait pas de biais, la normalité des erreurs ne peut être rejetée à un niveau de 27,35 %. Si on suppose qu'il y a un biais cette hypothèse ne peut être rejetée à un niveau de 4,4 %.

du service de la dette et le seuil d'emprunt. Cependant, avec cette spécification, l'instrumentation de la contrainte d'emprunt n'est pas particulièrement performante comme l'indique la diminution importante de la valeur de la fonction de vraisemblance du Probit. Le seuil d'emprunt n'est donc plus significatif dans l'estimation en deux étapes. Cependant on ne rejette pas l'exogénéité faible des variables immobilières.

#### CONCLUSION

L'interaction entre les règles de prêts hypothécaires et l'offre de travail de la femme est un élément important à la fois pour les politiques publiques et pour l'analyse de l'offre de travail et de la consommation. Dans cette étude, on utilise des statistiques descriptives, des régressions de type noyau et des analyses sous formes réduites pour montrer que les variables reliées aux hypothèques, en particulier une variable qui est censée capturer le test du revenu des règles de prêts hypothécaires, ont un impact important sur l'offre de travail des femmes mariées. L'ampleur de l'effet positif de la contrainte hypothécaire sur l'offre de travail des femmes mariées excède celle de l'effet négatif d'avoir de jeunes enfants. Comme l'on pourrait croire que ce résultat n'est dû qu'à une question d'endogénéité des choix d'habitation, on se penche plus à fonds sur cette question. On trouve qu'il n'est pas possible de rejeter l'exogénéité faible des exigences de la qualification hypothécaire dans l'équation d'offre de travail des femmes, ce qui fait que le résultat précédent sur l'effet positif de la contrainte hypothécaire ne peut être invalidé par un argument d'endogénéité.

ANNEXE  
TABLEAU A-1

ESTIMATIONS PAR MODÈLE TOBIT DU NOMBRE DE SEMAINES TRAVAILLÉES PAR LES ÉPOUSES

	Ensemble des propriétaires			Propriétaires ayant une hypothèque		
	(TT)	(NO)b	(SB)b	(TT)	(NO)b	(SB)b
Variables muettes de l'occupation du mari	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge du mari	,0259 (,2627)	,0876 (,2622)	,0774 (,2596)	-,0284 (,2901)	,0534 (,3146)	,0410 (,3132)
Éducation du mari	-1,084*** (,4331)	-1,032** (,5108)	-1,070*** (,5304)	-,9001** (,4667)	-,8093 (,5858)	-,8562* (,5621)
Autres revenus familiaux (1 000 \$)	-,1711 (,1963)	-,0930 (,2158)	-,1111 (,2053)	-,1301 (,2361)	,0066 (,3350)	-,0272 (,3107)
Âge de l'épouse	-1,201*** (,2656)	-1,226*** (,2647)	-1,211*** (,2639)	-,8816*** (,2951)	-,9612*** (,3343)	-,9370*** (,3256)
Éducation de l'épouse	2,903*** (,4231)	2,861*** (,4818)	2,858*** (,4928)	2,467*** (,4581)	2,391*** (,5367)	2,390*** (,5370)
Nombre de jeunes enfants (0-6)	-19,15*** (1,659)	-19,20*** (1,858)	-19,28*** (1,905)	-18,19*** (1,701)	-18,33*** (2,043)	-18,35*** (1,968)
Nombre d'enfants plus âgés (7-15)	-5,168*** (1,186)	-5,099*** (1,314)	-5,185*** (1,359)	-5,494*** (1,280)	-5,353*** (1,213)	-5,461*** (1,159)
Région de résidence <sup>a</sup>						
Québec	,7948 (3,331)	-,8584 (3,023)	-,4777 (3,074)	,3055 (3,619)	-2,074 (4,018)	-1,527 (4,298)
Ontario	9,457*** (3,122)	9,183*** (3,017)	9,065*** (2,984)	7,917** (3,485)	7,536** (3,659)	7,436** (3,744)
Prairies	5,250 (3,593)	5,118 (3,415)	5,063 (3,404)	2,747 (3,951)	2,954 (3,892)	2,870 (3,866)
Alberta	9,271** (4,003)	9,235** (4,294)	8,912** (4,217)	8,539** (4,347)	8,348* (4,475)	8,023* (4,498)
Colombie-Britannique	2,950 (4,147)	3,008 (4,278)	2,644 (4,219)	4,013 (4,580)	4,536 (4,805)	4,034 (4,879)
Ratio X	29,61*** (8,697)	70,60*** (26,59)	65,70*** (25,84)	21,78*** (8,418)	78,16* (51,68)	69,88* (47,63)
Résidu de l'instrumentation de X <sup>c</sup>			-40,76 (49,74)		-51,05	-51,05 (64,18)
Variable dichotomique $T = \delta(X \geq ,25)$	22,58*** (4,356)	2,563 (15,91)	7,677 (15,47)	22,73*** (4,092)	-1,296 (22,32)	4,297 (20,18)
Résidus généralisés de l'instrumentation de T			8,639 (8,832)			10,65 (12,12)
Constante	47,69*** (11,18)	42,14*** (11,87)	43,29*** (11,82)	38,70*** (12,75)	31,45** (18,13)	33,09** (18,19)
$\sigma$	44,28 (1,200)	45,06 (1,185)	44,26 (1,157)	41,10 (1,285)	42,11 (1,355)	41,08 (1,370)
Log de la fonction de vraisemblance	-6 260,09	-6 292,50	-6 259,00	-4 491,53	-4 524,07	-4 490,62
Test de suridentification <sup>d</sup>		2,38			1,06	
Nombre d'observations		2 417			1 682	

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. Les symboles (\*\*\*), (\*\*) ou (\*) indiquent que l'estimation est statistiquement significative à un niveau de 1 %, à un niveau de 5 %, et à un niveau de 10 %, respectivement.

a On omet les régions des provinces atlantiques.

b Les écart-types sont calculés par *bootstrap* de la procédure à deux étapes avec 1 000 nouveaux échantillons.

c Voir le tableau A2.

d Valeur du Chi-carré de l'approximation linéaire, voir le texte.

TABLEAU A-2

ESTIMATIONS DU RATIO (X) DES PAIEMENTS IMMOBILIERS  
SUR LE REVENU FAMILIAL, EXCLUANT LE REVENU DE L'ÉPOUSE  
COMME UNE FONCTION DES CARACTÉRISTIQUES FAMILIALES

Variable dépendante :	Ensemble des propriétaires		Propriétaires ayant une hypothèque	
	X	T <sup>a</sup>	X	T <sup>a</sup>
Logements construits avant 1976	-,0148 (,0093)	,0675 (,0940)	-,0189 (,0128)	,0633 (,0948)
Logements construits après 1984	-,0069 (,0218)	,5119*** (,1811)	-,0087 (,0279)	,5073*** (,1822)
Équité immobilière (HQ)	,1061** (,0545)	,7069 (,5114)	,1010 (,0758)	,5547 (,5732)
Équité immobilière au carrée (HQ <sup>2</sup> )	-,1323*** (,0312)	-1,718*** (,3807)	-,1286*** (,0418)	-1,607*** (,4312)
Équité immobilière au cube (HQ <sup>3</sup> )	-,1121*** (,0316)	-1,039*** (,3591)	-,1060** (,0466)	-,8913** (,4268)
Variable dichotomique de l'occupation du mari	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge du mari	-,0007 (,0011)	,0004 (,0110)	-,0011 (,0015)	-,0013 (,0112)
Éducation du mari	-,0025 (,0017)	-,0343* (,0179)	-,0033 (,0024)	-,0331* (,0181)
Autres revenus familiaux (1 000 \$)	-,0020*** (,0008)	-,0360** (,0179)	-,0031*** (,0012)	-,0332* (,0179)
Âge de l'épouse	,0007 (,0011)	-,0013 (,0111)	,0012 (,0015)	-,0014 (,0113)
Éducation de l'épouse	,0028* (,0017)	,0272 (,0179)	,0033 (,0024)	,0249 (,0181)
Nombre de jeunes enfants (0-6)	-,0049 (,0065)	-,1162** (,0617)	-,0066 (,0086)	-,1175* (,0620)
Nombre d'enfants plus âgés (7-15)	-,0030 (,0048)	-,0343* (,0492)	-,0050 (,0066)	-,0280 (,0497)
Région de résidence <sup>b</sup>				
Québec	,0379*** (,0133)	,1592 (,1533)	,0454*** (,0188)	,1239 (,1552)
Ontario	,0325*** (,0125)	,4729*** (,1432)	,0392** (,0181)	,4791*** (,1445)
Prairies	,0178 (,0145)	,2995** (,1597)	,0173 (,0207)	,2950* (,1611)
Alberta	,0336** (,0163)	,4941*** (,1658)	,0431* (,0229)	,4930*** (,1673)
Colombie-Britannique	,0389** (,0165)	,6404*** (,1718)	,0410* (,0236)	,6021*** (,1749)
Constante	,1798*** (,0478)	-,8366* (,4987)	,1832*** (,0701)	-,7227 (,5079)
Log de la fonction de vraisemblance		-555,80		-542,86
R-carré	0,1173		0,0583	
Nombre d'observations		2417		1682

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. Les symboles (\*\*\*), (\*\*) ou (\*) indiquent que l'estimation est statistiquement significative à un niveau de 1 %, à un niveau de 5 %, et à un niveau de 10 %, respectivement.

a T est une variable dichotomique indiquant un ratio X plus grand ou égal à 0.25. Les résultats sont obtenus en estimant un modèle Probit par maximum de vraisemblance.

b On omet les régions des provinces atlantiques.

## BIBLIOGRAPHIE

- BALL, LAURENCE (1990), « Intertemporal Substitution and Constraints on Labor Supply : Evidence from Panel Data », *Economic Inquiry*, 58(4) : 706-724.
- BERAN, R. (1982), « Estimated Sampling Distributions : The Bootstrap and Competitors », *The Annals of Statistics*, 10 (2) : 212-225.
- BICKEL, PETER J., et DAVID A. FREEDMAN (1981), « Some Asymptotic Theory for the Bootstrap », *The Annals of Statistics*, 9 (3) : 1196-1217.
- BIERENS, HERMAN J. (1987), « Kernel Estimators of Regression Functions », dans T.F. BEWLEY, ed. *Advances in Econometrics — Fifth World Congress*, vol. I : 99-144. Cambridge : Cambridge University Press.
- CANADA MORTGAGE AND HOUSING CORPORATION (1992), *Borrower Eligibility - Practical Advice for Homeownership Loan*, Ottawa : Canada Mortgage and Housing Corporation.
- DAVIDSON, RUSSELL, et JAMES MACKINNON (1981), « Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypothesis », *Econometrica*, 49(3) : 781-793.
- DAU-SCHMIDT, KENNETH G. (1992), « The Effect of Consumption Commitment and Liquidity Constraints on Labor Supply », *Journal of Economics*, 18(10) : 49-56.
- STUART ROSENTHAL, JOHN V. DUCA, et STUART A. GABRIEL (1991), « Credit Rationing and the Demand for Owner-Occupied Housing », *Journal of Urban Economics*, 30(1) : 48-63.
- EFRON, B. (1979), « Bootstrap Methods : Another Look at the Jackknife », *The Annals of Statistics*, 7(1) : 1-26.
- ENGLE, ROBERT F., DAVID F. HENDRY, et JEAN-FRANÇOIS RICHARD (1983), « Exogeneity », *Econometrica*, 51(2) : 277-304.
- FORTIN, N.M. (1995), « Allocation Inflexibilities, Female Labor Supply and Housing Assets Accumulation : Are Women Working to Pay the Mortgage ? », *Journal of Labor Economics*, 13(3) : 524-557.
- FREEDMAN, D. (1984), « On Bootstrapping Two-Stage Least-Squares Estimates in Stationary Linear Models », *The Annals of Statistics*, 12(2) : 827-842.
- FREEDMAN, D., et S. PETERS (1984), « Bootstrapping an Econometric Model : Some Empirical Results », *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(2) : 150-158.
- GOURIÉROUX, CHRISTIAN, ALAIN MONFORT, ERIC RENAULT, et ALAIN TROGNON (1987), « Generalised Residuals », *Journal of Econometrics*, 34(1-2) : 5-32.
- GROSSMAN, J. SANFORD, et GUY LAROQUE (1990), « Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Consumption Goods », *Econometrica*, 58(1) : 25-51.
- HÄRDLE, WOLFGANG (1990), *Applied Nonparametric Regression*, Cambridge : Cambridge University Press.

- HAUSMAN, JERRY A. (1978), « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 46 (6) : 1251-1271.
- HENDERSON, J., et Y. IOANNIDES (1983), « A Model of Housing Tenure Choice », *American Economic Review*, 73(1) : 98-113.
- HENDERSON, J., et Y.M. IOANNIDES (1987), « Owner Occupancy : Investment vs Consumption Demand », *Journal of Urban Economics*, 21(2) : 228-241.
- JONES, LAWRENCE D. (1990), « Current Wealth Constraints on the Housing Demand of Young Owners », *Review of Economics and Statistics*, 72(3) : 424-432.
- JONES, LAWRENCE D. (1993), « The Demand for Home Mortgage Debt », *Journal of Urban Economics*, 33(1) : 10-28.
- KEARL, J.R. (1979), « Inflation, Mortgages, and Housing », *Journal of Political Economy*, 87 (5) : 1115-1138.
- KILLINGSWORTH, MARK R. (1983), *Labor Supply*, Cambridge : Cambridge University Press.
- MOFFITT, ROBERT (1982), « The Tobit Model, Hours of Work and Institutional Constraints », *Review of Economics and Statistics*, 64 (3) : 510-515.
- MROZ, THOMAS A. (1987), « The Sensitivity of Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions », *Econometrica*, 55(4) : 765-799.
- NELSON, FORREST, et LAWRENCE OLSEN (1978), « Specification and Estimation of a Simultaneous-Equation Model with Limited Dependent Variables », *International Economic Review*, 19(3) : 659-709.
- NEWKEY, WHITNEY K. (1987a), « Specification Tests for Distributional Assumptions in the Tobit Model », *Journal of Econometrics*, 34(1-2) : 125-145.
- NEWKEY, WHITNEY K. (1987b), « Efficient Estimation of Limited Dependent Variables Models with Endogenous Explanatory Variables », *Journal of Econometrics*, 36 (1-2) : 231-250.
- PAGAN, ADRIAN, et FRANK VELLA (1989), « Diagnostic Tests for Models Based on Individual Data : A Survey », *Journal of Applied Econometrics*, 4(S) : S29-S59.
- PARK, BYONG U., et BERWIN A. TURLACH (1992), « Practical Performance of Several Data Driven Bandwidth Selectors », *Computational Statistics*, 7 : 251-270.
- POWELL, J.L. (1986), « Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation for Tobit Models », *Econometrica*, 54 (6) : 1435-1460.
- SILVERMAN, B.W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London : Chapman and Hall.
- SMITH, RICHARD J., et RICHARD BLUNDELL (1986), « An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply », *Econometrica*, 54 (3) : 679-685.
- VELLA, FRANK (1993), « A Simple Estimator for Simultaneous Models with Endogenous Regressors », *International Economic Review*, 34 (2) : 441-457.
- WOOLDRIDGE, JEFFREY M. (1992), « A Test for Functional Form against Nonparametric Alternatives », *Econometric Theory*, 8(4) : 452-475.

YOSHIKAWA, HIROSHI, et FUMIO OHTAKE (1989), « An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan », *European Economic Review*, 33(5) : 997-1030.

ZORN, PETER M. (1993), « The Impact of Mortgage Qualification Criteria on Households' Housing Decisions : An Empirical Analysis Using Microeconomic Data », *Journal of Housing Economics*, 3 (1) : 51-75.